A paper prepared for the

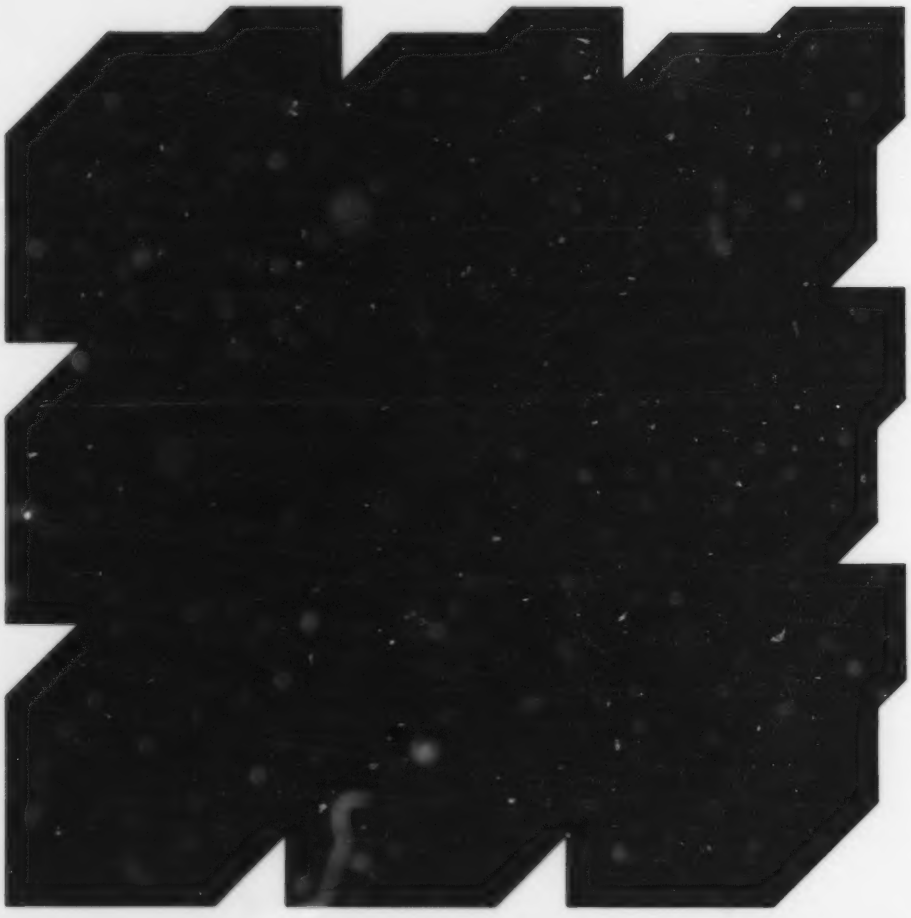
Economic Council of Canada

P.O. Box 527
Ottawa, Ontario
K1P 5V6

Un document préparé pour le

Conseil économique du Canada

C.P. 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6



The **Economic Council of Canada** was established in 1963 by Act of Parliament. The Council is a crown corporation consisting of a Chairman, two Directors and not more than twenty-five Members appointed by the Governor in Council.

The Council is an independent advisory body with broad terms of reference to study, advise and report on a very wide range of matters relating to Canada's economic development. The Council is empowered to conduct studies and inquiries on its own initiative, or if directed to do so by the Minister, and to report on these activities. The Council is required to publish annually a review of medium- and long-term economic prospects and problems. In addition it may publish such other studies and reports as it sees fit.

The Chairman is the Chief Executive Officer of the Council and has supervision over and direction of the work and staff of the Council. The expenses of the Council are paid out of money appropriated by Parliament for the purpose.

The Council as a corporate body bears final responsibility for the *Annual Review*, and for certain other reports which are clearly designated as *Council Reports*. The Council also publishes *Research Studies*, *Discussion Papers* and *Conference Proceedings* which are clearly attributed to individual authors rather than the Council as a whole. While the Council establishes general policy regarding such studies, it is the Chairman of the Council who bears final responsibility for the decision to publish authored research studies, discussion papers and conference proceedings under the imprint of the Council. The Chairman, in reaching a judgment on the competence and relevance of each author-attributed study or paper, is advised by the two Directors. In addition, for *authored Research Studies* the Chairman and the two Directors weigh the views of expert outside readers who report in confidence on the quality of the work. Publication of an author-attributed study or paper signifies that it is deemed a competent treatment worthy of public consideration, but does not imply endorsement of conclusions or recommendations by either the Chairman or Council members.

Établi en 1963 par une Loi du Parlement, le **Conseil économique du Canada** est une corporation de la Couronne composée d'un président, de deux directeurs et d'au plus vingt-cinq autres membres, qui sont nommés par le gouverneur en conseil.

Le Conseil est un organisme consultatif indépendant dont le mandat lui enjoint de faire des études, donner des avis et dresser des rapports concernant une grande variété de questions rattachées au développement économique du Canada. Le Conseil est autorisé à entreprendre des études et des enquêtes, de sa propre initiative ou à la demande du Ministre, et à faire rapport de ses activités. Chaque année, il doit préparer et faire publier un exposé sur les perspectives et les problèmes économiques à long et à moyen termes. Il peut aussi faire publier les études et les rapports dont la publication lui semble opportune.

Le président est le directeur général du Conseil; il en surveille les travaux et en dirige le personnel. Les montants requis pour acquitter les dépenses du Conseil sont prélevés sur les crédits que le Parlement vote à cette fin.

En tant que personne morale, le Conseil assume l'entière responsabilité des *Exposés annuels*, ainsi que de certains autres rapports qui sont clairement désignés comme étant des *Rapports du Conseil*. Figurent également au nombre des publications du Conseil, les *Études*, *Documents* et *Comptes rendus de colloques*, qui sont explicitement *attribués à des auteurs particuliers* plutôt qu'au Conseil lui-même. Celui-ci établit une politique générale touchant ces textes, mais c'est au président qu'il incombe de prendre la décision finale de faire publier, sous les auspices du Conseil économique du Canada, les ouvrages à nom d'auteur tels que les études, documents et rapports de colloques. Pour se prononcer sur la qualité, l'exactitude et l'objectivité d'une étude ou d'un document attribué à son auteur, le président est conseillé par les deux directeurs. De plus, dans le cas des *études à nom d'auteur*, le président et les deux directeurs sollicitent l'avis de lecteurs extérieurs spécialisés, qui font un rapport confidentiel sur la qualité de ces ouvrages. Le fait de publier une étude ou un document à nom d'auteur ne signifie pas que le président ou les membres du Conseil souscrivent aux conclusions ou recommandations contenues dans l'ouvrage, mais plutôt que l'analyse est jugée d'une qualité suffisante pour être portée à l'attention du public.

90-06650/

DOCUMENT nº 325

L'inférence des taux marginaux d'impôt à partir des cours boursiers

par

Jean-Marie Gagnon, Jean-Marc Suret,
et Denis Morissette

Les résultats contenus dans ce "Document" demeurent l'entière responsabilité de l'auteur (des auteurs) et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

La série "Documents" contient des documents de travail dont le Conseil fait une diffusion restreinte, dans leur version d'origine, en vue de susciter des commentaires de la part de spécialistes.

Discussion Papers are working documents made available by the Council, in limited number and in the language of preparation, to interested individuals for the benefit of their professional comments.

Toute demande de permission pour reproduire ce document, en tout ou en partie, doit être adressée au :

Directeur de l'information
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6

ISSN-0225-8021

mars 1987

SUMMARY

Models designed to infer marginal personal tax rates from price changes on ex-dividend days have been popular in the United States. We examine two of them, one by Elton and Gruber (1970), and the other one by Auerbach (1981), apply them to Canadian data, and examine the disaggregated results they yield. Performance is judged according to three criteria: plausibility of estimated tax rates, stability of tax clientele over time, and differences in rates attributed to stockholders in different tax brackets. Both models fail all three tests. We explain why they will probably never yield robust estimates, especially under tax laws such as the Canadian ones.

Our results support Miller and Scholes' (1982) contention that such short-run measures of the impact of taxes on rates of return are not reliable.

RÉSUMÉ

Les modèles qui ont pour objectif d'évaluer les taux marginaux d'impôt à partir de la variation des cours boursiers lors du détachement d'un dividende ont été relativement populaires aux États-Unis. Nous en examinons deux, proposés par Elton et Gruber (1970) et Auerbach (1981), les appliquons à des données canadiennes et faisons l'analyse des résultats au niveau de l'entreprise. Notre jugement est fondé sur trois critères : l'ordre de grandeur plus ou moins plausible des taux estimés à l'aide des modèles, la stabilité de la clientèle qu'ils prétendent déceler et les différences entre les taux qu'ils attribuent à des groupes différents de contribuables. Les deux modèles échouent aux trois tests. Nous expliquons pourquoi ils ne produiront probablement jamais des estimations fiables lorsqu'on les appliquera à des lois fiscales telles que les canadiennes.

Nos résultats, comme ceux de Miller et Scholes (1982), suggèrent que les estimations "à court terme" que nous avons examinées ne sont pas utiles à ceux qui veulent mesurer l'impact de la fiscalité sur la structure des taux de rendement réalisés par les investisseurs.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
REMERCIEMENTS	ix
INTRODUCTION	1
1 LE MODÈLE ELTON ET GRUBER	5
1.1 Le modèle, les paramètres et les difficultés d'estimation	5
1.1.1 Le modèle initial	5
1.1.2 Fiscalité canadienne	6
1.1.3 Difficultés d'estimation	10
1.2 Étude empirique	15
1.2.1 Calcul des taux personnels	15
1.2.2 Analyse des résultats	19
1.3 Conclusion de la première partie	25
2 LE MODÈLE D'AUERBACH	27
2.1 Le modèle et les paramètres	27
2.2 Étude empirique	30
2.2.1 Données et méthodologie	30
2.2.2 Résultats empiriques	33
3 TENTATIVE D'EXPLICATION	41
4 CONCLUSION GÉNÉRALE	45
ANNEXES	47
NOTES	63
BIBLIOGRAPHIE	65

REMERCIEMENTS

Les auteurs remercient les professeurs Booth et Johnston de l'Université de Toronto qui nous ont obligeamment fourni une partie des données utilisées dans cette étude, leurs collègues André Thibault et Guy Charest pour leurs commentaires portant sur les versions antérieures de ce document, ainsi que Josée St-Pierre, Thierry Autin et Isabelle Boivin pour leur travail d'analyse et de programmation.

AVANT-PROPOS

Le présent document est un des résultats de trois années d'étude sur l'imposition du rendement du capital, c'est-à-dire les revenus tirés de l'épargne et de l'investissement. Ce programme de recherche revêt d'importantes dimensions aussi bien dans le temps que dans l'espace. Nous avons analysé les effets de l'imposition du rendement du capital sur la production et les niveaux de vie tant actuels que futurs. Nous avons examiné les impôts prélevés par tous les paliers de gouvernement au Canada, de même que les répercussions à l'échelle internationale de l'imposition du rendement du capital. Autre point important, l'interrelation entre les diverses mesures particulières d'imposition du capital a fait l'objet d'un examen spécial. Entre autres méthodes, nous avons utilisé celle de l'équilibre général pour examiner les diverses mesures en tant que système interrelié. Des études distinctes ont été effectuées aussi sur certaines mesures particulières d'imposition du rendement du capital, y compris les impôts sur le revenu des sociétés et des particuliers, les taxes de vente et de transaction, l'impôt foncier et les rentes tirées des ressources.

Une partie du projet de recherche a été consacrée à déterminer les taux effectifs d'imposition, ceux-ci étant requis pour évaluer le régime fiscal des points de vue équité et efficacité. Les auteurs de ce document explorent une source d'information sur les taux effectifs d'imposition appliqués au revenu d'investissement. Ils tentent d'extraire de données sur le marché des valeurs les taux d'imposition les plus vraisemblablement appliqués aux investisseurs. Leur méthode consiste à déduire les taux effectifs d'imposition des évaluations des dividendes et des gains de capital fournies par le marché boursier. À cet égard, ils portent une attention particulière à la réforme fiscale de 1971, laquelle a sensiblement modifié l'imposition des dividendes et des gains de capital.

Jean-Marie Gagnon est comptable agréé et professeur de finances à l'Université Laval. Il a publié de nombreux articles dans des revues savantes et est co-auteur d'ouvrages sur la gestion financière et la réglementation des marchés financiers. Ses collaborateurs dans la rédaction du présent document sont aussi des professeurs à la Faculté des sciences de l'administration de l'Université Laval.

Judith Maxwell
Présidente

INTRODUCTION

La fiscalité joue un rôle important en théorie financière. En effet, le principe de la maximisation de la valeur boursière des actions implique que le gestionnaire adapte ses politiques aux désirs des investisseurs et, par conséquent, tienne compte non seulement de l'impôt des sociétés mais également de celui des particuliers. Le choix d'une structure financière et celui d'une politique de dividendes devraient donc être des fonctions, entre autres, des diverses clauses des lois fiscales auxquelles sont généralement assujettis les agents économiques. Par ailleurs, on peut supposer, à l'inverse, que ce sont les épargnants qui s'adaptent aux choix des entreprises. Comme les statuts fiscaux varient considérablement d'un investisseur à l'autre, il peut exister une clientèle suffisante pour chacune des politiques possibles. Dans ces conditions, la valeur de l'entreprise et les décisions financières ne seraient pas liées de façon très étroite. Une partie de la recherche sur la politique de dividendes et les impôts tente de départager les tenants de ces deux hypothèses. On peut classifier en deux groupes les écrits les plus récents sur ce sujet.

Une première série d'études tente de relier la politique de dividendes à la clientèle fiscale qu'elle est susceptible d'attirer[1]. En effet, aux Etats-Unis les gains en capital sont

assujettis à des taux d'impôt moins élevés que les dividendes. Par conséquent, le rendement total d'une action, composé de dividende et de gain en capital, devrait être lié directement à la proportion de ce rendement qui prend la forme d'un dividende, afin de compenser le désavantage fiscal de ce dernier. Les études empiriques qui ont tenté de vérifier ce lien ont rencontré de difficiles problèmes économétriques et n'ont pu produire de résultats convaincants.

Un deuxième groupe d'études propose le trajet inverse[2]. À la suite de Elton et Gruber (1970), les auteurs tentent d'inférer le taux marginal d'impôt des propriétaires d'un titre à partir de la réaction boursière au versement d'un dividende. Ces travaux font l'objet du présent essai, qui est divisé en deux parties principales, en fonction de deux approches utilisées par les auteurs. Certains, tels Booth et Johnston (1984) ont repris le modèle de Elton et Gruber, alors que d'autres chercheurs, dont Auerbach (1981) ont élaboré une technique originale utilisant le modèle d'équilibre du marché des capitaux.

Au début de chacune des sections, nous exposerons les modèles avant de les adapter à la fiscalité canadienne. Ensuite, nous les appliquerons à des données de ce pays, pour obtenir des estimations des taux d'impôt, dont les distributions de fréquence seront étudiées. Dans chaque cas, nous soumettrons les modèles à trois tests : la vraisemblance des estimations obtenues, leur

stabilité et les différences entre les taux attribués à divers groupes de contribuables. Les deux modèles échouent ces trois tests. En dernier lieu, nous conclurons que les résultats obtenus sont peu plausibles et ne permettent pas un test acceptable des propositions à l'étude.

1 LE MODÈLE ELTON ET GRUBER

1.1 Le modèle, les paramètres et les difficultés d'estimation

1.1.1 Le modèle initial

Le raisonnement proposé par Elton et Gruber (1970) est le suivant. Un investisseur qui possède une action peut choisir de la vendre au cours P_c, dividende inclus, et payer ensuite l'impôt sur le gain en capital, dont le taux est t_g. Mais il peut également encaisser le dividende D, sur lequel il devra verser un impôt au taux t_d, et vendre ensuite l'action au prix P_x, dividende exclu. Présumément, dans le second cas, le gain en capital et l'impôt qui y est attaché, seront moins élevés et peut-être même négatifs. Dans un marché en équilibre, les cours des titres doivent être tels que les deux options soient équivalentes. Si l'on suppose que le cours de l'action, au moment de l'achat, était P_o et que l'impôt sur le gain en capital est acquitté immédiatement, les deux transactions possibles seront équivalentes si :

$$P_c - t_g (P_c - P_o) = D (1 - t_d) + P_x - t_g (P_x - P_o) \qquad (1)$$

$$\frac{P_c - P_x}{D} = \frac{(1 - t_d)}{(1 - t_g)} \qquad (2)$$

1.1.2 Fiscalité canadienne

L'équation (2) peut être modifiée de façon à tenir compte de la loi canadienne de l'impôt sur le revenu. Cette dernière stipule que le dividende reçu doit être majoré, aux fins du calcul de l'impôt, mais qu'un crédit est ensuite accordé au contribuable. De plus, une partie seulement du gain ou de la perte en capital est imposable[3]. D'autre part, jusqu'en 1972, une déduction supplémentaire de 10, 15 ou 20 % était accordée aux investisseurs dont les dividendes provenaient d'entreprises minières, pétrolières ou gazières. Nous avons noté X cette déduction, et lui avons donné la valeur maximale de 20 %.

S'il reçoit un dividende brut D, l'actionnaire aura un revenu net, noté RN, tel que :

$$RN = D\,(1 - t_d)$$

$$= D - \gamma\, D\,(1 - X)\,(t_p) + \alpha\, D(1 - X)$$

où t_d = taux d'impôt sur les dividendes,

γ = facteur de majoration des dividendes,

α = crédit d'impôt pour dividendes,

X = crédit pour dividendes provenant d'entreprises gazières, minières ou pétrolières,

t_p = taux marginal d'impôt sur le revenu de l'investisseur.

On en déduit : $$t_d = (1 - X)\ (\gamma\ t_p - \alpha) \qquad (3)$$

Si l'on note

L = proportion du gain en capital imposable,

t_g = taux d'impôt sur les gains en capital.

On a : $$t_g = Lt_p \qquad (4)$$

l'équation (2) devient :

$$\frac{P_c - P_x}{D} = \frac{1 - (1 - X)\ (\gamma\ t_p - \alpha)}{1 - Lt_p} \qquad (5)$$

Pour tenir compte de l'impôt provincial sur le revenu, nous devons utiliser les valeurs numériques suivantes :

$$t_p = t_{pf}\ (1 + t_{pp}) \qquad (6)$$

$$\alpha = \alpha_f\ (\gamma - 1)\ (1 + t_{pp}) \qquad (7)$$

pour les années d'imposition 1972 à 1982, et

$$t_p = (1 + t_{pp} - \lambda)\ t_{pf} \qquad (8)$$

$$\alpha = \alpha_f\ (1 + t_{pp} - \lambda) \qquad (9)$$

pour les années d'imposition 1970 et 1971.

t_{pf} = taux marginal d'impôt fédéral,

t_{pp} = taux marginal d'impôt provincial exprimé en pourcentage de l'impôt fédéral,

λ = abattement fédéral pour tenir compte de l'impôt provincial,

α_f = proportion du crédit pour dividendes attaché à l'impôt fédéral.

Les valeurs numériques accordées à ces paramètres au cours des années sont données au tableau 1-1. Elton et Gruber, ainsi que Booth et Johnston, proposent d'utiliser l'équation (5) afin d'obtenir une estimation du taux marginal t_p. En effet, les cours boursiers et le montant du dividende permettent de calculer la valeur du ratio que forme le côté gauche de l'équation. Les valeurs numériques des paramètres du côté droit étant connues, on peut évaluer t_p, puis t_{pf}.

Ces valeurs fluctuent constamment, au gré des budgets et des réformes fiscales. On remarque en particulier que les modifications apportées en 1971 à la loi de l'impôt se sont traduites par la réduction importante de t_{pf}, et par l'introduction de L et de γ (voir le tableau 1-1). On pourra donc s'attendre à des changements importants de nos estimations des taux d'impôt à cette date.

Tableau 1-1

Valeurs numériques des paramètres fiscaux pour un contribuable résidant en Ontario, 1970-1982

Année	X	α	γ	L	λ	Valeurs maximales t_{pf}	Valeurs maximales t_{pp}	Valeurs maximales t_p
1970	0,2	0,200	1,00	0,0	0,28	0,80	0,280	0,800
1971	0,2	0,199	1,00	0,0	0,28	0,80	0,275	0,796
1972	-	0,348	1,33	0,5	-	0,47	0,305	0,613
1973	-	0,348	1,33	0,5	-	0,47	0,305	0,613
1974	-	0,348	1,33	0,5	-	0,47	0,305	0,613
1975	-	0,348	1,33	0,5	-	0,47	0,305	0,613
1976	-	0,348	1,33	0,5	-	0,47	0,305	0,613
1977	-	0,360	1,33	0,5	-	0,43	0,440	0,619
1978	-	0,540	1,50	0,5	-	0,43	0,440	0,619
1979	-	0,540	1,50	0,5	-	0,43	0,440	0,619
1980	-	0,540	1,50	0,5	-	0,43	0,440	0,619
1981	-	0,547	1,50	0,5	-	0,43	0,460	0,628
1982	-	0,503	1,50	0,5	-	0,34	0,480	0,503

Source Revenu Canada, Statistiques fiscales, Ottawa, diverses années.

1.1.3 Difficultés d'estimation

Bien que l'apparente simplicité des équations présentées dans la partie précédente puisse, a priori, laisser supposer le contraire, l'estimation des taux d'impôt marginaux à l'aide des différents modèles proposés ne va pas sans problèmes. À la suite de Miller et Scholes (1982), nous en mentionnerons plusieurs ci-dessous et nous conclurons qu'il y a lieu de se demander s'ils peuvent donner des résultats acceptables.

Idéalement, on souhaite que les prix, dividende attaché et détaché (cum et ex), de l'équation (5) soient observés à des intervalles très brefs, de telle façon qu'aucune information autre que celle du versement du dividende n'intervienne dans l'évaluation. Les mouvements généraux de la bourse et les nouvelles qui touchent directement l'entreprise feront sentir leur effet de façon aléatoire pendant la période qui sépare P_c de P_x. Si les variations de cours sont importantes par rapport à D, on pourra difficilement isoler l'effet de ce dernier et mesurer le taux implicite t_p. Comme le suggèrent Miller et Scholes (1982), il est peu probable que des observations mensuelles permettent d'effectuer les mesures souhaitées. Des observations quotidiennes sont plus appropriées à l'usage proposé. Paradoxalement, il est possible que des intervalles de mesure beaucoup plus longs qu'un mois, qui représenteraient un équilibre à long terme, soient également mieux adaptés au problème sous étude.

L'équation (5), telle que présentée, suppose que l'impôt sur les gains en capital est acquitté immédiatement, ce qui n'est pas juste. Dans la mesure où l'impôt est reporté jusqu'à la vente de l'action, il faudrait donner au paramètre L, qui représente la proportion du gain en capital assujettie à l'impôt, une valeur numérique inférieure à son maximum de 0,5. La valeur exacte dépend du taux d'actualisation et du nombre de périodes pendant lesquelles l'impôt sera reporté. Par contre, notre formule est exacte pour les années qui précèdent la réforme fiscale de 1972 car, à cette époque, un gain en capital n'était pas taxé. Pour ces années, la valeur exacte de L est zéro.

L'équation (5) suppose également que l'investisseur a le statut fiscal d'un particulier. Or, il n'en est pas nécessairement ainsi. Les caisses de retraite, qui ne sont pas assujetties à l'impôt canadien sur le revenu, sont d'importants propriétaires d'actions. Une société ne paie pas d'impôt sur les dividendes qu'elle reçoit d'une autre société canadienne imposable, mais demeure soumise à l'impôt sur les gains en capital. Enfin, la distinction entre dividende et gain en capital ne s'applique pas à l'agent économique qui, par métier, est négociant en valeurs mobilières. Ces statuts fiscaux différents rendent difficile une prévision assez juste des taux d'impôt que l'on veut évaluer : ils peuvent prendre n'importe quelle valeur comprise entre 0 % et le taux marginal maximum. Pour les actions cotées sur les bourses

étrangères l'investisseur marginal peut ne pas être canadien, comme le suggèrent Booth et Johnston (1984).

Une analyse plus complète de la relation entre les taux d'impôt personnels et la politique financière des sociétés indique qu'elle n'est pas univoque[4]. La loi canadienne lie inextricablement les politiques de dividendes et d'endettement, les taux d'impôt des sociétés et ceux des particuliers. En conséquence, les choix de titres seront fondés sur des considérations à long terme et la clientèle financière des entreprises qui affichent des politiques de dividendes identiques peut être très disparate. Dès lors, il est concevable que l'on ne puisse déceler l'effet du taux d'impôt marginal.

Enfin, la dernière réserve que l'on peut formuler à l'endroit de ce modèle a trait à l'existence de profits d'arbitrage. Abstraction faite des frais de transaction, le ratio que représente le côté gauche de l'équation (5) doit être égal à l'unité. S'il lui est systématiquement inférieur, comme l'observent Miller et Scholes à la suite d'autres auteurs, certains investisseurs pourront réaliser un profit certain. Une occasion de profit aussi évidente ne devrait pas persister très longtemps de telle sorte que la valeur du ratio devrait tendre vers l'unité. Toutefois, si l'effet du versement du dividende est amalgamé à celui des nouvelles communiquées entre deux transactions successives, la valeur numérique du ratio peut devenir imprévisible.

On peut dériver l'intervalle dans lequel doit être localisé le ratio $(P_c - P_x) \div D$ de façon qu'il ne soit pas profitable pour certains investisseurs, dont les frais de transaction sont minimes, de transiger durant la période entourant la date du détachement du dividende[5]. Pour les investisseurs exempts d'impôt ou taxés uniformément sur les gains en capital et les dividendes, les deux inégalités suivantes doivent être vérifiées :

$$-P_c + P_x + D - 2\Omega P' < 0 \qquad (10)$$

$$P_c - P_x - D - 2\Omega P' < 0 \qquad (11)$$

où Ω = frais de transaction en pourcentage lors de l'achat ou la vente de titres,

$$P' = (P_c + P_x)/2.$$

En réarrangeant (10) et (11) et en combinant ces deux inéquations, on tire :

$$1 - \frac{2\Omega P'}{D} < \frac{P_c - P_x}{D} < 1 + \frac{2\Omega P'}{D} \qquad (12)$$

Si l'inéquation (10) n'est pas vérifiée, il est possible de soutirer un profit d'arbitrage en achetant un titre cum-dividende et en le vendant ex-dividende. Dans le cas où la relation (11)

n'est pas satisfaite, il suffit, pour réaliser un profit à court terme, de vendre un titre à découvert cum-dividende et de le racheter ex-dividende. Dans une situation où la contrainte identifiée par (12) est opérante, on obtiendra nécessairement une estimation biaisée du taux d'impôt de l'actionnaire marginal en utilisant un modèle basé sur la réaction des cours boursiers au détachement du dividende. Mais plusieurs études empiriques ne tiennent pas compte des frais de transaction. La prise de considération de ces derniers aurait pour conséquence de modifier quelque peu les relations d'équilibre présentées antérieurement. Par exemple, si on incorpore l'impact des frais de transaction[6], la relation (2) devient :

$$\frac{P_c - P_x}{D} = \frac{(1 - t_d)}{(1 - Q)\ (1 - t_g)} \qquad (13)$$

La relation (13) montre que l'impact des frais de transaction est d'augmenter la valeur d'équilibre du ratio $(P_c - P_x)/D$, comparativement à la valeur qu'il aurait en l'absence de tels frais.

L'ensemble de ces considérations nous incite à croire que les études du comportement des cours à la date du versement d'un dividende n'ont pas réussi à séparer les effets de l'impôt, des frais de transaction, du dividende et des autres informations qui deviennent disponibles ce jour-là. C'est pourquoi nous nous

proposons de revoir cette question à l'aide de tests statistiques quelque peu différents de ceux qui ont été publiés jusqu'ici.

En général, les conclusions sont fondées sur l'étude de données globales comme les taux moyens et les changements de ces taux moyens. Nous entendons plutôt utiliser trois critères différents d'évaluation de l'output des modèles. En premier lieu, nous allons étudier les distributions de fréquence des taux estimés, plutôt que leurs seules moyennes. Ces données non agrégées nous permettront de porter un jugement sur la vraisemblance des résultats obtenus. En second lieu, nous examinerons la corrélation des taux d'impôt successivement attribués à une entreprise donnée. S'ils caractérisent vraiment la clientèle fiscale du titre, ils devraient être relativement stables et positivement corrélés. Autrement, il y aura lieu de mettre en question la signification économique de la notion de clientèle ou des chiffres que produisent les modèles. En troisième lieu, nous vérifierons que ces derniers attribuent des taux d'impôt différents à des contribuables différents. Nous présentons ci-après les détails de nos calculs.

1.2 Étude empirique

1.2.1 Calcul des taux personnels

Les professeurs Booth et Johnston nous ont obligeamment donné accès à une banque de données[7] qui couvre tous les versements de

dividendes de plus de 0,25 $, de 1970 à 1980, pour 144 entreprises canadiennes. Les informations suivantes sont disponibles :

- montant du dividende et date à laquelle il est détaché;

- cours de fermeture pour les cinq derniers jours pendant lesquels le titre a été négocié dividende attaché. Nous appellerons P_c le dernier prix ainsi défini;

- cours d'ouverture et de fermeture le jour de détachement du dividende. Nous appellerons P_x ce cours d'ouverture;

- valeur de l'indice boursier à la dernière fermeture dividende attaché, à l'ouverture et à la fermeture dividende détaché.

Nous avons calculé le taux marginal d'impôt implicite pour chacun des versements de dividende. Notre calcul comporte les cinq étapes suivantes :

1) Nous avons ajusté P_c de façon à mesurer la valeur que l'on aurait observée à l'ouverture du lendemain, compte tenu de la variation de l'indice et de la volatilité du titre. Cette dernière, bêta, est mesurée par le coefficient de régression du taux de rendement du titre sur celui du marché pendant les 60 mois

qui précèdent le versement du dividende[8]. Appelons $\bar{P}_c$ cette valeur ajustée de P_c. Le nombre d'observations est réduit de 144 à 130 parce que les bêtas de 14 entreprises ne sont pas connus mais, de cette façon, nous contrôlons le risque ou la volatilité du titre.

2) Nous avons calculé $R = (\bar{P}_c - P_x)/D$. Comme la variance de R est très élevée, nous avons eu recours aux filtres suivants : le dividende n'est pas pris en compte si :

$(P_c - P_x) >$ variation maximale des cinq derniers jours

$(P_c - D - P_x) > (0,10)\ (P_c)$.

Les valeurs numériques de ces filtres sont arbitraires. Ils biaisent les calculs en faveur du modèle parce qu'ils écartent les variations de cours les plus importantes. Si notre analyse devait confirmer l'hypothèse de l'équation (5), il nous faudrait vérifier si les filtres peuvent expliquer ce résultat. Par ailleurs, si elle lui est défavorable, notre conclusion s'en trouvera renforcée.

3) Les 130 sociétés sont attribuées à l'un des quatre groupes suivants (que nous appellerons "groupes de contrôle") grâce aux

renseignements fournis par Statistique Canada (1980), Financial Post Corporation Service et Standard and Poor's :

- entreprises "publiques" : sociétés qui n'entrent pas dans les trois catégories décrites ci-dessous;

- filiales : sociétés dont le contrôle est attribué à une autre société par Statistique Canada;

- entreprises "privées" : sociétés dont une partie importante des actions votantes est possédée par une famille ou un groupe d'individus, selon les cartes de Financial Post Corporation Service. Aux fins de cette recherche, nous avons considéré que l'entreprise était "privée" lorsqu'une famille détient plus de 10 % des actions votantes;

- entreprises interlistées : sociétés dont les actions sont également admises à la cote d'une bourse américaine, selon la banque de données Compustat de Standard and Poor's.

4) Pour chacun des versements de dividendes, nous calculons t_{pf} à partir de la variable R, calculée ci-dessus et des paramètres du côté droit de l'équation (5), dont les valeurs numériques sont données au tableau 1-1. Comme le nombre de taux calculés est égal au nombre de dividendes, pour chaque entreprise et chaque année,

on établit la moyenne annuelle de t_{pf}, soit $\bar{t}_{pf}$. (Dans le cas des filiales, on suppose que le dividende n'est pas assujetti à l'impôt mais que le gain en capital l'est.)

5) Enfin, pour chacune des catégories d'entreprises et chacune des années, nous avons établi la distribution de fréquence de $\bar{t}_{pf}$. Les résultats sont donnés aux tableaux de l'annexe A, et récapitulés au tableau 1-2.

1.2.2 Analyse des résultats

Premier test : vraisemblance des taux d'impôt

Les résultats empiriques du tableau 1-2 infirment le modèle Elton et Gruber, du moins dans sa forme présente, de façon convaincante. En effet, pour chacune des années, 50 % ou plus des estimations font partie du domaine des taux "inacceptables", c'est-à-dire les taux d'imposition négatifs ou ceux qui sont supérieurs à 60 %, le taux marginal fédéral maximum. Cette proportion dépasse même 70 %, pour cinq des onze années étudiées. Notons que les filtres mentionnés à l'étape 2 ont été pris en compte. Les distributions de fréquence présentées sont bimodales. Les deux modes sont situés dans le domaine des taux peu vraisemblables, mais les moyennes de taux, ou les taux moyens, dissimuleront que ces derniers ne représentent pas très bien les

Tableau 1-2

Résumé des distributions de fréquence des taux calculés, $\bar{t}_{pf}$, 1970-1980

Année	Taux non calculés	$\bar{t}_{pf} < 0$		$0 < \bar{t}_{pf} < 0,59$		$0,59 < \bar{t}_{pf}$	
		Nombre	Pourcentage*	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
1970	49	14	0,17	18	0,22	49	0,60
1971	50	12	0,15	16	0,20	52	0,65
1972	46	13	0,15	24	0,29	47	0,56
1973	38	13	0,14	28	0,31	51	0,55
1974	30	20	0,20	29	0,29	51	0,51
1975	29	13	0,13	26	0,26	62	0,62
1976	24	14	0,13	38	0,36	54	0,51
1977	19	13	0,12	54	0,47	44	0,40
1978	25	12	0,11	43	0,41	50	0,48
1979	13	16	0,14	49	0,42	52	0,44
1980	17	14	0,12	41	0,36	58	0,51

* Il s'agit du pourcentage de l'effectif de la classe par rapport au nombre de taux inférés.

Source Annexe A.

distributions dont ils sont issus et que la majorité des chiffres qui les composent ne constituent pas des estimations plausibles de "taux d'impôt".

Ces résultats sont attribuables au "bruit" compris dans les séries statistiques. Le montant du dividende est généralement petit, relativement à la variation quotidienne du cours du titre auquel il est attaché. En conséquence, les estimations des taux d'impôt sont très sensibles aux fluctuations des prix et sont fréquemment amplifiées de telle sorte que la série des quatre taux annuels s'en trouve déséquilibrée. Nous expliquerons dans la partie 3 pourquoi ce problème est inhérent au modèle.

Deuxième test : corrélation des taux d'impôt

L'objectif du modèle Elton et Gruber est d'évaluer le taux marginal d'impôt de l'investisseur marginal. Toutefois, on a souvent avancé la proposition que des titres différents pourraient attirer des clientèles fiscales différentes. C'est pourquoi nous avons calculé un taux d'impôt par compagnie dans notre premier test. Une telle clientèle devrait être relativement stable. Si sa composition se modifie entièrement d'un dividende à l'autre, on peut s'interroger sur la signification économique du concept. Nous avons donc établi le coefficient de corrélation de rang des taux d'impôt successifs attribués à chacune des actions. Pour les 10 paires d'années de la période 1970-1980, aucun de ces

coefficients n'est significatif, et quatre d'entre eux sont négatifs. Par conséquent, le modèle échoue également à ce deuxième test.

Troisième test : les taux par groupe de contrôle

Si les chiffres qui sont présentés par les chercheurs comme des estimations de taux marginaux d'impôt le sont réellement, ils devraient être liés à la répartition des actions entre des groupes différents d'investisseurs-contribuables. Ainsi, il n'est pas déraisonnable de supposer que l'investisseur d'une société privée est assujetti à un taux marginal d'impôt plus élevé que celui d'une société publique. Les taux devraient également varier pour les filiales et les actions interlistées.

Nous avons vérifié, à l'aide de test chi-carré, l'hypothèse d'une relation statistique entre les groupes de contrôle et les distributions de fréquence des taux d'impôt. Les tableaux A-1 à A-11 rapportent les résultats de ces tests. À l'exception de l'année 1970, les colonnes et les rangées de ces tableaux sont statistiquement indépendantes, ce qui est incompatible avec l'hypothèse d'une relation entre le taux marginal d'impôt et l'appartenance à un groupe de contrôle.

Nous devons admettre que ce troisième test n'est pas aussi convaincant qu'on pourrait le souhaiter. En effet, il suppose que

le groupe de contrôle représente bien l'investisseur marginal à la date de versement du dividende. Il n'en est pas nécessairement ainsi. Toutefois, on notera que ce résultat s'ajoute aux deux précédents. Tous trois infirment l'hypothèse d'une relation entre les chiffres produits par le modèle et quelque variable fiscale que ce soit.

La réforme fiscale de 1972

Bien que la moyenne des taux estimés d'impôt -- pour ne pas mentionner les autres caractéristiques de la distribution -- ne semble pas avoir une signification économique évidente, Lakonishok et Vermaelen (1983) ont avancé que les changements de cette moyenne contenaient de l'information au sujet de l'impact des impôts sur les taux de rendement. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons comparé les distributions de fréquence complètes -- et non seulement les moyennes -- pour les exercices qui précèdent et suivent la réforme.

Au tableau de l'annexe B, nous présentons les distributions des taux d'impôt calculés pour les 56 entreprises dont les données permettent l'inférence d'un taux à chacune des années. Nous avons ensuite comparé les distributions deux à deux, à l'aide de tests du chi-carré, dont les résultats sont reproduits au tableau C-1. On peut observer que les distributions de 1970 et 1971 diffèrent de celles qui sont postérieures à l'année 1974. On doit noter que

les différences significatives sont nombreuses, mais elles s'écartent de la période de la réforme. Deux hypothèses doivent être retenues. Il est possible que les distributions diffèrent en raison d'un changement de la réaction des investisseurs au versement des dividendes, provoquée par la modification des taux. Il est également concevable que l'écart constaté provienne de l'utilisation de valeurs numériques différentes à l'étape 4 des procédures de calcul décrites ci-dessus. L'examen des distributions des ratios R nous permet d'opter pour cette seconde hypothèse. Tel que le montre le tableau C-2, il n'existe pas de différences significatives entre les distributions du ratio R antérieures et postérieures à la réforme. Les différences qui peuvent apparaître entre les séries de taux ne sont donc imputables qu'aux changements apportés aux valeurs numériques des paramètres fiscaux utilisés pour inférer les taux, et ne reflètent pas de modifications dans le comportement des prix des titres au moment du versement d'un dividende.

Ces résultats semblent mettre en doute la valeur probante des statistiques produites par Booth et Johnston (1984) et Lakonishok et Vermaelen (1983). L'inférence des taux personnels à partir de données boursières à court terme ne permet pas de mettre en évidence l'effet de la réforme fiscale.

1.3 Conclusion de la première partie

Trois conclusions se dégagent de cette première partie. En premier lieu, nous constatons que le modèle de Elton et Gruber ne peut, à tout le moins pour le marché des capitaux canadien, fournir des estimations acceptables des taux d'imposition marginaux des actionnaires d'une entreprise. En second lieu, il ne fournit aucun indice à l'effet que la réforme fiscale de 1972 a modifié la réaction du marché des capitaux au détachement des dividendes. En troisième lieu, les études empiriques comme celle de Harris et al. (1983) qui prétendent confirmer les hypothèses de M. Miller (1977) sur la relation entre les ratios d'endettement et les taux d'impôt des particuliers ne sont pas "généralisables". Leurs résultats, s'ils sont valables aux États-Unis, ce qui est douteux, ne le sont pas au Canada.

2 LE MODELE D'AUERBACH

2.1 Le modèle et les paramètres

Le modèle développé par Auerbach (1981) constitue une extension du modèle d'équilibre des actifs financiers (CAPM) lorsque l'on incorpore l'impact de la fiscalité des sociétés et des particuliers. Il est fondé sur plusieurs hypothèses, notamment les anticipations homogènes des agents économiques, l'existence d'un titre au rendement certain et la prohibition de ventes à terme.

A l'équilibre, le marché des capitaux possède la propriété suivante :

$$g_{it} = b_{0i} + b_{1i} d_{it} + b_{2i} r_{mt} + b_{3i} r_{ft} + \varepsilon_{it} \qquad (14)$$

où

g_{it} = gain en capital par dollar, du titre i, à la date ex-dividende $t = (P_{x,i}/P_{c,i}) - 1$;

d_{it} = dividende par dollar auquel n'a plus droit l'acheteur du titre i à partir de la date ex-dividende $t = (D_i/P_{c,i})$;

r_{mt} = taux de rendement du marché à la date ex-dividende t;

r_{ft} = taux de rendement de l'actif sans risque à la date ex-dividende t;

b_{0i}, b_{1i}, b_{2i} et b_{3i} = paramètres estimés à l'aide d'une régression linéaire multiple pour chaque firme i;

ε_{it} = terme résiduel aléatoire avec : $E(\varepsilon_{it}) = 0$ et $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$, V_i, t.

Les relations suivantes sont anticipées entre g_i et les différentes variables indépendantes :

$$\delta g_i/\delta d_i < 0, \qquad \delta g_i/\delta r_m > 0, \qquad \delta g_i/\delta r_f > 0$$

Le modèle d'Auerbach explique donc le rendement du titre i, pour le jour du détachement du dividende, par le taux de rendement du marché, celui du titre non risqué et son coefficient bêta. La valeur de b_0, l'ordonnée à l'origine, ne devrait pas différer significativement de zéro, alors que celle de b_2 devrait être égale à bêta, la mesure du risque d'un titre selon le traditionnel CAPM.

Parmi les divers paramètres de l'équation (14), c'est b_1 qui nous intéresse particulièrement. En effet, c'est lui qui doit

nous permettre, selon le modèle d'Auerbach, d'évaluer le taux marginal d'impôt des actionnaires de la société i. L'estimation dépend de l'hypothèse que l'on veut poser au sujet du taux effectif d'imposition du gain en capital. Si l'on suppose $t_g > 0$, on obtient :

$$-b_1 = \frac{(1 - t_d)}{(1 - t_g)} \tag{15}$$

Cette dernière équation devient en situation canadienne :

$$-b_1 = \frac{1-\gamma t_{pf}(1+t_{pp})+\alpha}{1-[t_{pf}(1+t_{pp})/2]} \tag{16}$$

Si on pose $t_g = 0$, on tire :

$$-b_1 = (1 - t_d) \tag{17}$$

La relation (18) se traduit, au Canada, par :

$$-b_1 = 1-\gamma t_{pf}(1 + t_{pp})+\alpha \tag{18}$$

Les valeurs d'équilibre de t_{pf} pour les années comprises entre 1972 et 1980 sont obtenues en substituant les paramètres fiscaux pertinents dans les équations (17) et (18).

2.2 Étude empirique

2.2.1 Données et méthodologie

Comme nous l'avons fait pour le modèle d'Elton et Gruber, nous avons utilisé la base de données de Booth et Johnston, décrite dans la première partie de ce texte.

Notre méthodologie comporte les étapes suivantes :

(1) L'estimation des taux d'impôt a été effectuée pour les périodes 1972-1976 et 1978-1980. La stabilité des paramètres fiscaux à l'intérieur de ces deux sous-périodes (voir le tableau 1-1) justifie cette sélection. Aux fins des régressions, nous avons éliminé les firmes pour lesquelles moins de neuf données étaient disponibles au cours d'une période particulière. Le nombre de firmes respectant cette contrainte est de 58 pour la période 1972-1976 et de 52 pour la période 1978-1980. Quant au nombre maximal de rendements disponibles, il est, pour les entreprises dont les dividendes sont versés trimestriellement, de 20 au cours de la première période considérée et de 12 au cours de la seconde. Afin de minimiser l'impact des facteurs autres que le détachement du dividende, nous avons utilisé les prix à l'ouverture le premier jour ex-dividende et les prix à la fermeture le dernier jour cum-dividende aux fins des calculs des g_{it}.

(2) Pour chacune des firmes respectant la contrainte relative au nombre d'observations et pour les deux périodes considérées, nous avons effectué la régression multiple suggérée par l'équation (14) dans le but d'obtenir une estimation de b_{1i} pour une période donnée, à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires.

(3) Pour chacune des périodes et des sociétés, deux estimations de t_{pf} ont été obtenues. Premièrement, nous avons inféré t_{pf} en supposant $t_g > 0$ (voir l'équation (16)). Dans un second temps, le calcul a été refait en supposant $t_g = 0$ (voir l'équation (18)).

(4) De nouveau, nous avons utilisé un filtre. Le dividende n'est pas pris en considération si :

$$\left|-g_{it}-d_{it}+r_{mt}\right| > 0,02 \qquad (19)$$

Cette technique a pour effet de faire passer à 55 pour la période 1972-1976 et à 36 pour la période 1978-1980 les entreprises considérées aux fins des régressions. Tous nos résultats seront présentés avec et sans filtre.

Cette méthodologie diffère quelque peu de celle qu'a utilisée Auerbach aux États-Unis. Premièrement, pour calculer g_{it}, nous

utilisons le prix d'ouverture le jour ex-dividende. Auerbach, quant à lui, a recours au prix de fermeture le même jour. Comme le soulignent Booth et Johnston (1984), l'utilisation du cours de fermeture le jour ex-dividende n'est nullement justifiée au Canada et a pour effet d'accroître encore davantage l'importance des facteurs autres que le dividende sur les mouvements boursiers d'un titre. Une seconde différence tient au fait que, contrairement à Auerbach, nos régressions ne tiennent compte que d'observations faites les jours de détachement du dividende. Les observations relatives aux autres jours de transaction n'étaient pas disponibles. Toutefois, cette façon de procéder n'est pas particulière à notre étude. Par exemple, Green (1980) teste aux États-Unis un modèle semblable à celui d'Auerbach et n'a recours qu'à des rendements relatifs aux jours de détachement du dividende.

Ces tests diffèrent de ceux de la première partie. Le modèle Elton et Gruber produit un taux marginal d'impôt par titre et par versement de dividende. Celui d'Auerbach produit un taux par titre et par sous-période.

2.2.2 Résultats empiriques

Premier test : vraisemblance des taux d'impôt

Comme le modèle fournit d'abord des estimations de b_1, à partir desquelles les taux d'impôt sont inférés, nous allons d'abord examiner le comportement de cette variable. Après un examen de sa valeur globale, nous passerons à celle de données non agrégées, c'est-à-dire la distribution de fréquence des taux d'impôt.

Nous avons d'abord calculé la moyenne générale de b_1, dénotée $\bar{b}_1$, pour l'ensemble des entreprises et chacune des sous-périodes. De plus, en supposant que $Cov(b_{1i}, b_{1j}) = 0$, $V_{i \neq j}$, nous avons estimé :

$$\sigma(\bar{b}_1) = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^{N} Var(b_{1i})\right]^{\frac{1}{2}} \qquad (20)$$

Nos premiers résultats apparaissent dans la première colonne du tableau 2-1. Lorsque les filtres ne sont pas utilisés, l'estimation de $\bar{b}_1$ n'est pas affectée du signe attendu. En effet, on observe $\bar{b}_1 > 0$, alors que le modèle suggère $\bar{b}_1 < 0$. On peut comparer les chiffres de cette première colonne à l'intervalle dans lequel doit se trouver b_1 pour que l'estimation de t_{pf} soit elle-même comprise entre 0 et 50 % ou, à tout le moins, entre 0 et 100 %. Cette information est donnée au tableau 2-2. Malheureusement, presque toutes les estimations du tableau 2-1 (colonne 1) se situent à l'extérieur de l'intervalle requis.

Tableau 2-1

Principales caractéristiques des b_1 et des taux d'impôt estimés

Période	Moyenne des $\sigma(b_1)$ 1	Hypothèse : $t_g = 0$			Hypothèse : $t_g > 0$			Nombre d'observations 8
		t_{pf} implicite 2	Pourcentage des taux		t_{pf} implicite 5	Pourcentage des taux		
			Impossibles[1] 3	Peu plausibles[2] 4		Impossibles[1] 6	Peu plausibles[2] 7	
1972-1976 (sans filtre)	0,769* (0,483)	1,217	67,2	87,9	0,944	81,7	93,1	58
1978-1980 (sans filtre)	0,092 (0,562)	0,756	63,4	80,8	0,733	53,8	86,5	52
1972-1976 (avec filtre)	-0,664 (0,340)	0,393	61,8	80,0	0,523	50,9	85,4	55
1978-1980 (avec filtre)	-0,312 (0,446)	0,569	58,3	69,4	0,635	41,7	75,0	36

* Indique que, peu importe l'hypothèse retenue concernant le taux d'impôt effectif sur les gains en capital, la valeur prise par b_1 s'écarte significativement, au seuil de 1 %, de l'ensemble des valeurs de b_1 permettant d'inférer un taux d'impôt plausible. Le nombre apparaissant sous $\bar{b}_1$ représente l'écart-type de ce coefficient.

1 Soit les valeurs de t_{pf} qui sont négatives, en plus de celles qui sont supérieures à l'unité.
2 Soit les valeurs de t_{pf} qui sont négatives, en plus de celles qui sont supérieures à 0,50.

Tableau 2-2

Valeurs de b_1 pour lesquelles le taux d'impôt implicite est localisé entre 0 et 0,50 ou entre 0 et 1

Période	Hypothèse : $t_g = 0$		Hypothèse : $t_g > 0$	
	Valeurs de b_1 pour lesquelles on a : $0 \leq t_{pf} \leq 0,50$	Valeurs de b_1 pour lesquelles on a : $0 \leq t_{pf} \leq 1$	Valeurs de b_1 pour lesquelles on a : $0 \leq t_{pf} \leq 0,50$	Valeurs de b_1 pour lesquelles on a : $0 \leq t_{pf} \leq 1$
1972-1976	$-1,348 \leq b_1 \leq -0,478$	$-1,348 \leq b_1 \leq 0,392$	$-1,348 \leq b_1 \leq -0,709$	$-1,348 \leq b_1 \leq 1,128$
1978-1980	$-1,540 \leq b_1 \leq -0,460$	$-1,540 \leq b_1 \leq 0,620$	$-1,540 \leq b_1 \leq -0,719$	$-1,540 \leq b_1 \leq 2,214$

Par ailleurs, lorsque l'on a recours aux filtres, les estimations de la moyenne de t_{pf} fondées sur $\bar{b}_1$ deviennent plus plausibles. Elles sont cependant fortement dépendantes de l'hypothèse concernant les taux effectifs d'impôt sur le gain en capital. Mais il faut surtout remarquer que même les moyennes vraisemblables reposent sur une majorité d'observations qui ne le sont pas elles-mêmes. Les colonnes 3, 4, 5 et 6 du tableau 2-1 montrent que la proportion des taux impossibles ou improbables varie de 41,7 à 85,4 %, même si l'on applique les filtres. La distribution de fréquence complète de t_{pf} est présentée au tableau 2-3. Ces données non agrégées sont plus convaincantes parce qu'elles permettent à chaque titre d'avoir son propre investisseur marginal et fournissent l'information noyée dans le calcul de la moyenne. L'examen des distributions révèle que les présumés taux d'impôt compris dans l'intervalle acceptable sont en minorité. En général les observations ne sont pas concentrées près de la moyenne, mais dans les queues de la distribution.

En résumé, nous concluons que la plupart des estimations fournies par le modèle de Auerbach ne sont pas vraisemblables, qu'elles dépendent fortement de l'hypothèse concernant l'imposition des gains en capital et de l'usage de filtres qui biaisent les données en faveur du modèle.

Deuxième test : corrélation des taux d'impôt

Comme nous l'avons fait dans la première partie, nous vérifions l'hypothèse de la stabilité des taux et des clientèles. En

Tableau 2-3

Distributions de fréquences des taux d'impôt fédéral inférés à l'aide du modèle d'Auerbach

Période	Intervalles de t_{pf}						Total
	< 0	0-25	25-50	50-75	75-100	> 100	
1972-1976 (sans filtre, $t_g = 0$)	15	3	4	5	7	24	58
1972-1976 (sans filtre, $t_g > 0$)	9	1	3	8	16	21	58
1978-1980 (sans filtre, $t_g = 0$)	14	5	5	7	2	19	52
1978-1980 (sans filtre, $t_g > 0$)	7	1	6	12	5	21	52
1972-1976 (avec filtre, $t_g = 0$)	21	6	5	5	5	13	55
1972-1976 (avec filtre, $t_g > 0$)	16	4	4	8	11	12	55
1978-1980 (avec filtre, $t_g = 0$)	9	8	3	3	1	12	36
1978-1980 (avec filtre, $t_g > 0$)	5	4	5	5	7	10	36

d'autres mots, s'il existe des clientèles fiscales, le classement des sociétés selon t_{pf} et pour les deux sous-périodes devrait être stable.

Cependant, comme le passage des coefficients de régression aux taux amène des distorsions, nous avons testé l'hypothèse sur les b_1. Nous nous attendions à un coefficient de corrélation de rang positif.

Le tableau 2-4 nous apprend que le coefficient de corrélation de rang de Spearman (r_s) calculé sur les données non filtrées, s'écarte significativement de 0 au seuil de 5 %. Toutefois, il a un signe négatif, alors que l'hypothèse testée suggère plutôt une relation positive. Dans une situation où le filtre est pris en compte, la valeur de r_s est positive, mais non significative. On doit donc rejeter l'hypothèse que les coefficients b_1 d'une même société, estimés à l'aide du modèle d'Auerbach, sont relativement stables d'une période à l'autre.

Troisième test : taux d'impôt par groupe de contrôle

Nous avons aussi appliqué au modèle d'Auerbach le troisième test de la première partie. Comme les résultats sont à peu près identiques à ceux que nous avons obtenus pour le modèle de Elton et Gruber, nous ne les reproduirons pas. Les distributions de fréquence des taux attribués aux compagnies privées, publiques et

Tableau 2-4

Coefficients de corrélation de rang de Spearman entre les estimations du coefficient b_1 pour des sous périodes différentes

Période	Valeur de r_s	Nombre d'observations
1972-1976 et 1978-1980 (sans filtre)	-0,269* (-1,975)	52
1972-1976 et 1978-1980 (avec filtre)	0,141 (0,818)	35

* Indique, dans le cas d'un test unilatéral, un coefficient significatif au seuil de 5 %. Le nombre apparaissant sous r_s est la valeur associée à la statistique t de Student.

interlistées ne sont pas significativement différentes. Par ailleurs, Booth et Johnston (1984) ont avancé la proposition que les moyennes sont différentes, du moins pour les titres interlistés. Ceci suggère deux hypothèses, qui ne sont pas mutuellement exclusives : soit que les moyennes ne représentent pas très bien l'ensemble des distributions, soit que le modèle ne fournit pas une bonne estimation des taux marginaux d'impôt. Nous savons déjà que la première proposition est vraie et nous discutons la seconde dans la troisième partie.

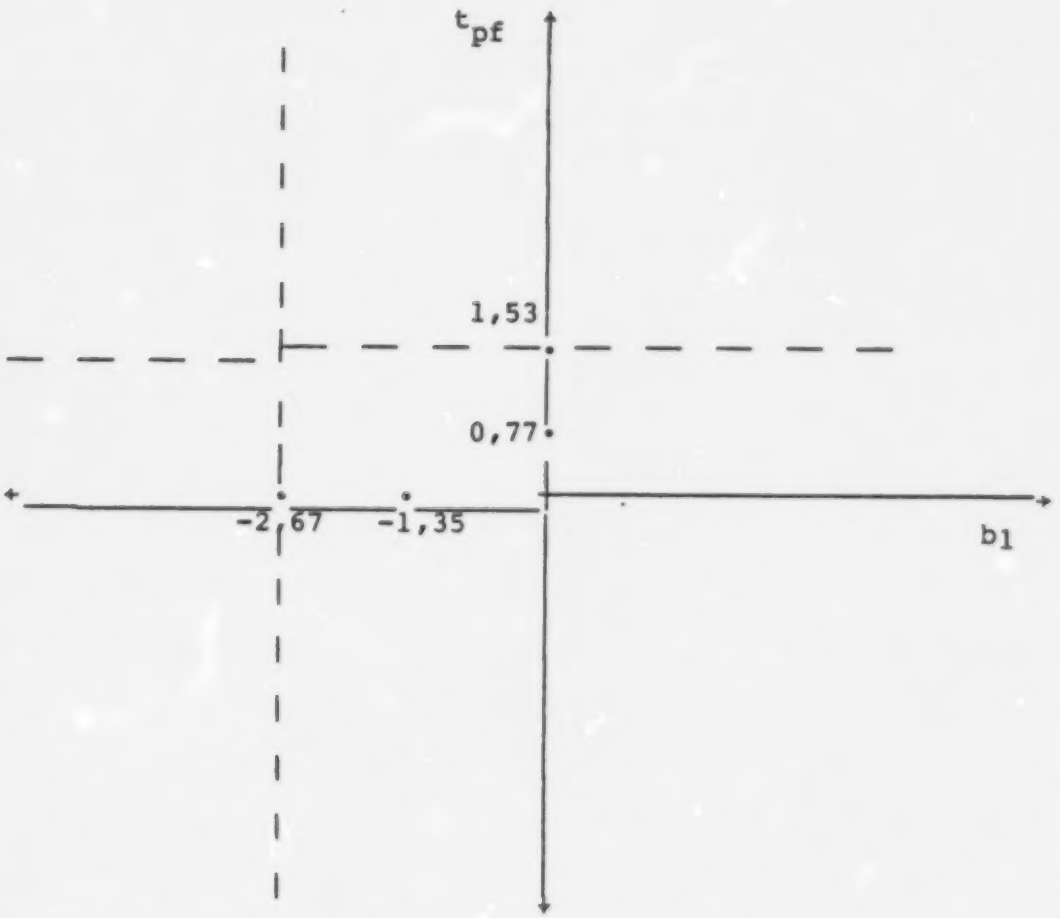
3 TENTATIVE D'EXPLICATION

Les résultats décevants des deux sections précédentes sont attribuables à la conjonction de deux facteurs : la nature de la fonction qui lie le ratio R et le taux t_{pf} et le volume anormal de transactions qui ont lieu pendant la période qui entoure le détachement du dividende. Nous les examinons tour à tour.

Les équations (5) et (16) qui résument les deux modèles à l'étude sont des équations rationnelles. Par exemple, la figure 3-1 illustre la relation entre b_1 et t_{pf} pour la période 1972-1976 lorsque l'on suppose que le taux effectif d'impôt sur le gain en capital est nul[9]. Dans ce cas, la valeur numérique de b_1 doit être comprise entre -1,35 et -0,71 pour que la valeur de t_{pf} soit vraisemblable (voir le tableau 2-2 pour les autres périodes). En dehors de cet intervalle, l'élasticité de t_{pf} par rapport à b_1 est très élevée. En fait, la fonction tend vers l'infini[10]. Ceci explique pourquoi nos filtres ont un effet aussi bénéfique sur les résultats des tests. Mais, en conséquence, les estimations de b_1 doivent être relativement précises et stables, sous peine de voir le taux d'impôt sortir de l'intervalle permis. (Ce problème ne se posait pas avant la réforme fiscale parce que le taux sur le gain en capital était alors nul[11].)

Figure 3-1

t_{pf} en fonction du coefficient b_1 ($t_g > 0$, 1972-1976)



Malheureusement, on ne peut espérer que les conditions nécessaires à une estimation précise de b_1 soient fréquemment présentes. Comme Booth et Johnston (1984) l'ont observé, un volume anormalement élevé de transactions ont lieu le jour du détachement du dividende (voir aussi Eades et autres, 1984). Or les volumes élevés de transactions sont généralement accompagnés de variations importantes, des cours. Par conséquent, la valeur du ratio R sera relativement élevée les jours de détachement du dividende. Elle entraînera celle du chiffre que l'on appelle t_{pf}, qui prendra alors des valeurs numériques peu plausibles. Cette proposition s'applique à toutes les lois de l'impôt formulées de telle façon qu'elles doivent être résumées par une équation rationnelle comme celle que nous avons utilisée ici.

4 CONCLUSION GÉNÉRALE

Notre travail avait pour but d'évaluer certains modèles qui prétendent inférer les taux personnels d'impôt à partir des ajustements de prix des titres le jour ex-dividende. Cette évaluation s'est faite à partir de données boursières canadiennes. Des ajustements ont été faits dans les modes de calculs, afin de maximiser la probabilité d'obtenir des taux vraisemblables. Cela s'est traduit par l'incorporation de filtres éliminant les variations trop brutales des prix des titres.

Malgré cela, les valeurs obtenues nous apparaissent inutilisables. Plus de la moitié des taux calculés constituent des estimations invraisemblables et ne reflètent pas les différences entre les statuts fiscaux des sociétés publiques, privées et des filiales. De plus, ils varient grandement, d'une période à l'autre, pour une même entreprise. Cependant, les moyennes des distributions peuvent se trouver par hasard dans l'intervalle des taux plausibles. L'utilisation de cette moyenne est sujette à caution, car les distributions sous-jacentes sont généralement asymétriques, bi-modales, et, dans tous les cas, non-normales. La majorité des chiffres qui les composent ne peuvent être interprétés comme des taux d'impôt.

Les possibilités offertes par les modèles testés nous semblent donc fort limitées, du moins au Canada. En particulier, la mise en évidence d'un quelconque effet de la réforme fiscale ne peut se faire à l'aide de cette approche. L'observation de changements dans les taux inférés avant et après cette réforme ne doit être imputée qu'au mode de calcul, et ne découle pas de modifications touchant la réponse du cours du titre au versement du dividende. Notre conclusion générale est que les modèles à court terme comme ceux que nous avons étudiés ici n'ont pas augmenté nos connaissances de l'import de la fiscalité sur le fonctionnement du marché des capitaux. En cela, nos conclusions rejoignent celles de Miller et Scholes (1982).

ANNEXE A

Tableau A-1

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1970

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	11	4	0	0	1	22	27
% Col.		28,57	0,00	0,00	20,00	44,90	
% Lig.		14,81	0,00	0,00	3,70	81,48	
Filiales							
fréq.	15	4	1	5	1	12	23
% Col.		28,57	16,67	71,43	20,00	24,49	
% Lig.		17,39	4,35	21,74	4,35	52,17	
Privées							
fréq.	15	3	2	0	1	1	6
% Col.		21,43	33,33	0,00	0,00	2,04	
% Lig.		50,00	33,33	0,00	0,00	16,67	
Interlistes							
fréq.	8	3	3	2	3	14	25
% Col.		21,43	50,00	28,57	60,00	28,57	
% Lig.		12,00	12,00	8,00	12,00	56,00	
Total	49	14	6	7	5	49	81
Proportion		17,28	7,41	8,64	6,17	60,49	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	19,292	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,0037
V. de Cramer	0,345		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	18,295	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,0055

Tableau A-2

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1971

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	11	2	0	1	5	19	27
% Col.		16,67	0,00	25,00	45,45	36,54	
% Lig.		7,41	0,00	3,70	18,52	70,37	
Filiales							
fréq.	14	4	0	2	4	14	24
% Col.		33,33	0,00	50,00	36,36	26,92	
% Lig.		16,67	0,00	8,33	16,67	58,33	
Privées							
fréq.	16	1	1	0	1	2	5
% Col.		8,33	100,00	0,00	9,09	3,85	
% Lig.		20,00	20,00	0,00	20,00	40,00	
Interlistes							
fréq.	9	5	0	1	1	17	24
% Col.		41,67	0,00	25,00	9,09	32,69	
% Lig.		20,83	0,00	4,17	4,17	70,83	
Total	50	12	1	4	11	52	80
Proportion		15,00	1,25	5,00	13,75	65,00	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	6,305	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,39
V. de Cramer	0,199		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	6,491	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,3705

Tableau A-3

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1972

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques fréq.	11	5	3	5	0	14	27
% Col.		38,46	50,00	50,00	0,00	29,79	
% Lig.		18,52	11,11	18,52	0,00	51,85	
Filiales fréq.	14	3	2	3	2	14	24
% Col.		23,08	33,33	30,00	25,00	29,79	
% Lig.		12,50	8,33	12,50	8,33	58,33	
Privées fréq.	14	1	0	0	2	4	7
% Col.		7,69	0,00	0,00	25,00	8,51	
% Lig.		14,29	0,00	0,00	28,57	57,14	
Interlistes fréq.	7	4	1	2	4	15	26
% Col.		30,77	16,67	20,00	50,00	31,91	
% Lig.		15,38	3,85	7,69	13,38	57,69	
Total	46	13	6	10	8	47	84
Proportion		15,48	7,14	11,90	9,52	55,95	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	1,399	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,9659
V. de Cramer	0,091		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	1,377	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,9672

Tableau A-4

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1973

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	10	4	0	3	3	18	28
% Col.		30,77	0,00	23,08	23,08	35,29	
% Lig.		14,29	0,00	10,71	10,71	64,29	
Filiales							
fréq.	9	3	1	5	3	17	29
% Col.		23,08	50,00	38,46	23,08	33,33	
% Lig.		10,34	3,45	17,24	10,34	58,62	
Privées							
fréq.	11	2	0	0	1	7	10
% Col.		15,38	0,00	0,00	7,69	13,73	
% Lig.		20,00	0,00	0,00	10,00	70,00	
Interlistes							
fréq.	8	4	1	5	6	9	25
% Col.		30,77	50,00	38,46	46,15	17,65	
% Lig.		16,00	4,00	20,00	24,00	36,00	
Total	38	13	2	13	13	51	92
Proportion		14,13	2,17	14,13	14,13	55,43	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	6,849	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,3351
V. de Cramer	0,193		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	7,147	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,374

Tableau A-5

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1974

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	8	6	3	1	4	16	30
% Col.		30,00	37,50	16,67	26,67	31,37	
% Lig.		20,00	20,00	3,33	13,33	53,33	
Filiales							
fréq.	7	7	1	2	4	17	31
% Col.		35,00	12,50	33,33	26,67	33,33	
% Lig.		22,58	3,23	6,45	12,90	54,84	
Privées							
fréq.	10	3	1	1	1	5	11
% Col.		15,00	12,50	16,67	6,67	9,80	
% Lig.		27,27	9,09	9,09	9,09	45,45	
Interlistes							
fréq.	5	4	3	2	6	13	28
% Col.		20,00	37,50	33,33	40,00	25,49	
% Lig.		14,29	10,71	7,14	21,43	46,43	
Total	30	20	8	6	15	51	100
Proportion		20,00	8,00	6,00	15,00	51,00	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	1,878	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,9306
V. de Cramer	0,097		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	1,807	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,9366

Tableau A-6

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1975

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques fréq.	5	2	4	5	2	20	33
% Col.		15,38	50,00	50,00	25,00	32,26	
% Lig.		6,06	12,12	15,15	6,06	60,61	
Filiales fréq.	8	4	3	2	3	18	30
% Col.		30,77	37,50	20,00	37,50	29,03	
% Lig.		13,33	10,00	6,67	10,00	60,00	
Privées fréq.	11	2	0	2	1	5	10
% Col.		15,38	0,00	20,00	12,50	8,06	
% Lig.		20,00	0,00	20,00	10,00	50,00	
Interlistes fréq.	5	5	1	1	2	19	28
% Col.		38,46	12,50	10,00	25,00	30,65	
% Lig.		17,86	3,57	3,57	7,14	67,86	
Total	29	13	8	10	8	62	101
Proportion		12,87	7,92	9,90	7,92	61,39	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	2,486	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,8701
V. de Cramer	0,111		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	2,474	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,8714

Tableau A-7

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1976

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	6	4	5	2	7	14	32
% Col.		28,57	100,00	16,67	33,33	25,93	
% Lig.		12,50	15,63	6,25	21,88	43,75	
Filiales							
fréq.	4	1	0	6	7	20	34
% Col.		7,14	0,00	50,00	33,33	37,04	
% Lig.		2,94	0,00	17,65	20,59	58,82	
Privées							
fréq.	9	4	0	1	2	5	12
% Col.		28,57	0,00	8,33	9,52	9,26	
% Lig.		33,33	0,00	8,33	16,67	41,67	
Interlistes							
fréq.	5	5	0	3	5	15	28
% Col.		35,71	0,00	25,00	23,81	27,78	
% Lig.		17,86	0,00	10,71	17,86	53,57	
Total	24	14	5	12	21	54	106
Proportion		13,21	4,72	11,32	19,81	50,94	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	9,534	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,1457
V. de Cramer	0,212		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	11,235	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,0814

Tableau A-8

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1977

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	4	1	1	3	16	13	34
% Col.		7,69	33,33	25,00	41,03	29,55	
% Lig.		2,94	2,94	8,82	47,06	38,24	
Filiales							
fréq.	3	7	1	2	14	11	35
% Col.		53,85	33,33	16,67	35,90	25,00	
% Lig.		20,00	2,86	5,71	40,00	31,43	
Privées							
fréq.	7	3	0	1	4	6	14
% Col.		23,08	0,00	8,33	10,26	13,64	
% Lig.		21,43	0,00	7,14	28,57	42,86	
Interlistes							
fréq.	5	2	1	6	5	14	28
% Col.		15,38	33,33	50,00	12,82	31,82	
% Lig.		7,14	3,57	21,43	17,86	50,00	
Total	19	13	3	12	39	44	111
Proportion		11,71	2,70	10,81	35,14	39,64	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	6,919	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,3284
V. de Cramer	0,177		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	7,098	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,3119

Tableau A-9

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1978

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	4	4	4	1	9	16	34
% Col.		33,33	66,67	14,29	30,00	32,00	
% Lig.		11,76	11,76	2,94	26,47	47,06	
Filiales							
fréq.	10	4	2	3	8	11	28
% Col.		33,33	33,33	42,86	26,67	22,00	
% Lig.		14,29	7,14	10,71	28,57	73,33	
Privées							
fréq.	6	0	0	0	4	11	15
% Col.		0,00	0,00	0,00	13,33	22,00	
% Lig.		0,00	0,00	0,00	26,67	73,33	
Interlistes							
fréq.	5	4	0	3	9	12	28
% Col.		33,33	0,00	42,86	30,00	24,00	
% Lig.		14,29	0,00	10,71	32,14	42,86	
Total	25	12	6	7	30	50	105
Proportion		11,43	5,71	6,67	28,57	47,62	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	7,672	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,2631
V. de Cramer	0,191		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	9,891	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,1293

Tableau A-10

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1979

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	3	6	1	5	11	12	35
% Col.		37,50	100,00	29,41	35,48	23,08	
% Lig.		17,14	2,86	14,29	31,43	34,29	
Filiales							
fréq.	4	3	0	6	9	16	34
% Col.		18,75	0,00	35,29	29,03	30,77	
% Lig.		8,82	0,00	17,65	26,47	47,06	
Privées							
fréq.	2	5	0	1	3	10	19
% Col.		31,25	0,00	5,88	9,68	19,23	
% Lig.		26,32	0,00	5,26	15,79	52,63	
Interlistes							
fréq.	4	2	0	5	8	14	29
% Col.		12,50	0,00	29,41	25,81	26,92	
% Lig.		6,90	0,00	17,24	27,59	48,28	
Total	13	16	1	17	31	52	117
Proportion		13,68	0,85	14,53	26,50	44,44	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	7,972	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,2436
V. de Cramer	0,184		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	8,347	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,2138

Tableau A-11

Distribution des taux d'impôt des particuliers par type de société, 1980

Type de société	Taux non calculés	Taux d'impôt personnel <0	0-20	20-40	40-60	>60	Taux calculés
Publiques							
fréq.	5	4	1	1	12	15	33
% Col.		28,57	50,00	14,29	37,50	25,86	
% Lig.		12,12	3,03	3,03	36,36	45,45	
Filiales							
fréq.	5	5	0	3	9	16	33
% Col.		35,71	0,00	42,86	28,13	27,59	
% Lig.		15,15	0,00	9,09	27,27	48,48	
Privées							
fréq.	4	3	1	0	4	9	17
% Col.		21,43	50,00	0,00	12,50	15,52	
% Lig.		17,65	5,88	0,00	23,53	52,94	
Interlistes							
fréq.	3	2	0	3	7	18	30
% Col.		14,29	0,00	42,86	21,88	31,03	
% Lig.		6,67	0,00	10,00	23,33	60,00	
Total	17	14	2	7	32	58	113
Proportion		12,39	1,77	6,19	28,32	51,33	

Test de l'effet du type de contrôle sur la répartition des taux entre les classes (après regroupement des classes 1 et 2, ainsi que 3 et 4)

KHY-carré	3,878	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,6931
V. de Cramer	0,131		
Ratio de vraisemblance du KHY-carré	4,045	avec 6 D.D.L.	PROB = 0,6705

ANNEXE B

Distribution des taux d'impôt inférés pour un échantillon constant d'entreprises, 1970-1980

Années	Taux d'impôt personnel (%)						
	<0	0-25	25-50	50-75	75-100	>100	Total
1970	8	3	7	7	10	21	56
1971	9	5	10	9	5	18	56
1972	12	8	7	9	12	8	56
1973	7	4	12	11	5	17	56
1974	16	6	6	13	11	4	56
1975	11	8	14	9	7	7	56
1976	7	7	12	21	8	1	56
1977	7	8	17	21	3	0	56
1978	9	4	15	21	5	2	56
1979	11	7	12	17	5	4	56
1980	9	2	9	15	10	11	56

ANNEXE C

Tableau C-1

Analyse des différences entre les distributions successives des taux inférés (valeur du KHY-carré, à 5 degrés de liberté)

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
1970	2,89	8,33	4,02	15,31*	11,48*	25,35*	34,17*	24,53*	18,56*	5,84
1971		7,48	0,69	13,34*	6,01	19,17*	23,27*	16,71*	10,79	5,53
1972			9,19	2,71	3,36	12,27*	21,15*	14,24*	7,23	5,74
1973				14,63*	6,32	16,84*	20,38*	13,88*	9,86	4,39
1974					6,11	8,71	17,43*	9,84	5,17	7,16
1975						9,35	13,02*	8,46	3,42	6,97
1976							3,75	2,17	3,39	11,62*
1977								3,76	6,02	19,71*
1978									2,18	9,88
1979										7,56
1980										

* Indique un Chi-carré significatif, au seuil de 5 %.

Tableau C-2

Analyse des différences entre les distributions successives des ratios ajustés (valeur du KHY-carré, à 5 degrés de liberté)

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
1970	3,15	4,93	8,44	3,19	4,93	5,65	6,76	5,46	5,28	4,99
1971		1,86	4,99	3,10	3,83	3,86	4,30	2,21	2,65	4,56
1972			4,48	3,45	5,60	8,49	10,14	4,10	5,25	3,44
1973				1,74	9,23	6,77	10,29	2,59	4,06	4,03
1974					7,43	5,97	8,67	3,00	2,20	1,55
1975						3,65	6,26	2,78	9,13	12,47*
1976							1,32	1,85	6,54	11,37*
1977								4,73	7,80	12,85*
1978									4,08	7,33
1979										3,13
1980										

* Indique un Chi-carré significatif, au seuil de 5 %.

NOTES

1 Voir Miller et Scholes (1982) et Hess (1982) pour une analyse des principales contributions en ce domaine.

2 Voir Elton et Gruber (1970), Booth et Johnston (1984), Lakonishok et Vermaelen (1983), Harris, Roenfeldt et Cooley (1983), et Auerbach (1981).

3 Pour une analyse plus complète de la loi canadienne de l'impôt sur le revenu, voir Gagnon et Suret (1985).

4 Voir Gagnon et Suret (1985).

5 La dérivation originale est de Kalay (1982).

6 La relation (13) s'obtient en incorporant à l'équation (1) les frais de transaction découlant de la vente de titres le dernier jour cum-dividende ou le premier jour ex-dividende et en réarrangeant les différents termes. Dans ce contexte, la relation 1 devient :

$$Pc - \Omega Pc - t_g [Pc - Po - \Omega(Pc + Po)]$$

$$= Px - \Omega Px - t_g [Px - Po - \Omega(Px + Po)] + D(1 - t_d).$$

7 Pour une description détaillée des données, voir Booth et Johnston (1984).

8 Ces données ont été obtenues du "Ruban Laval", décrit par Morgan et Turgeon (1978).

9 La relation mathématique entre b_1 et t_{pf}, dans le cas où on pose $t_g > 0$, est obtenue en manipulant l'équation (17). On tire :

$$t_{pf} = \frac{1 + b_1 + \alpha}{(1 + t_{pp})(b_1/2 + \gamma)} \quad (\text{si } L = 0,5).$$

Les valeurs numériques apparaissent au tableau 2-2.

10 Cette fonction possède en effet les caractéristiques suivantes :

$$\text{(i)} \quad \lim_{b_1 \to -2\gamma^+} \left[- \frac{1 + b_1 + \alpha}{(1 + t_{pp})(b_1/2 + \gamma)} \right] = - \infty$$

$$\text{(ii)} \quad \lim_{b_1 \to -2\gamma^-} \left[\frac{1 + b_1 + \alpha}{(1 + t_{pp})(b_1/2 + \gamma)} \right] = + \infty$$

$$\text{(iii)} \quad \lim_{b_1 \to +\infty} \left[\frac{1 + b_1 + \alpha}{(1 + t_{pp})(b_1/2 + \gamma)} \right] = \frac{2}{(1 + t_{pp})}$$

$$\text{(iv)} \quad \frac{dt_{pf}}{db_1} = \frac{2\gamma - 1 - \alpha}{2(1 + t_{pp})(b_1/2 + \gamma)^2} > 0, \; \forall b_1 \neq -2\gamma$$

11 La relation mathématique entre b_1 et t_{pf}, dans une situation où $t_g = 0$, est donnée par :

$$t_{pf} = \frac{1 + b_1 + \alpha}{\gamma (1 + t_{pp})}.$$

BIBLIOGRAPHIE

Auerbach, A. J., "Stockholder Tax Rates and Firm Attributes", Harvard Institute of Economic Research, Document de travail n° 871, 1981.

Banque du Canada, Revue de la Banque du Canada, Ottawa, divers numéros.

Booth, L. D. et D. J. Johnston, "The Ex-Dividend Day Behavior of Canadian Stock Prices: Tax Changes and Clientele Effects", The Journal of Finance, vol. 39, juin 1984.

Eades, K. M., P. J. Hess et E. H. Kim, "On Interpreting Security Returns During the Ex-Dividend Period", Journal of Financial Economics, 1984, vol. 13, pp. 3-34.

Elton, E. et M. Gruber, "Marginal Stockholder Tax Rates and Clientele Effect", Review of Economics and Statistics, 1970, vol. 52, pp. 68-74.

Gagnon, J.-M. et J.-M. Suret, "Some Tax Aspects of Financial Management in Canada", Document de travail, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval, 1985.

Green, J., "Taxation and the Ex-Dividend Day Behavior of Common Stock Prices", National Bureau of Economic Research, Document de travail n° 496, Cambridge, Mass., 1980.

Harris, J. M., R. L. Rosenfeldt et P. Cooley, "Evidence of Financial Leverage Clienteles", The Journal of Finance, septembre 1983, pp. 1125-1132.

Hess, P., "The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Returns: Further Evidence on Tax Effects", The Journal of Finance, 1982, vol. 37, pp. 445-456.

Kalay, A., "The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Reexamination of the Clientele Effect", The Journal of Finance, 1982, vol. 37, pp. 1059-1070.

Lakonishok, J. et T. Vermaelen, "Tax Reform and Ex-Dividend Day Behavior", The Journal of Finance, septembre 1983, pp. 1157-1175.

Miller, M., "Debt and Taxes", The Journal of Finance, 1977, vol. 32, pp. 261-275.

_____ et M. Scholes, "Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence", Journal of Political Economy, 1982, vol. 90, pp. 1118-1141.

Morgan, I. G. et G. Turgeon, "Development of a File of Canadian Stock Market Monthly Returns", Administrative Sciences Association of Canada, Finance Division, London, 1978.

Standard and Poor's Compustat Services, Industrial Compustat, New York, 1982.

Statistique Canada, Liens de parenté entre corporations, catalogue n° 61-517, Ottawa, 1980.